

ORIGINAL

Clases latentes de juego problemático en jóvenes: El papel de la comorbilidad, la alexitimia y los acontecimientos vitales estresantes en función del sexo

*Latent classes of gambling in youths: The role of
comorbidity, alexithymia and stressful life events by sex*

LAURA MACÍA*; PAULA JAUREGUI*; MARTA HERRERO*; ICIAR IRUARRIZAGA**; ANA ESTÉVEZ*.

* Universidad de Deusto.

** Universidad Complutense de Madrid.

Resumen

La alexitimia se relaciona con la propensión a las respuestas conductuales impulsivas, en lugar de una regulación cognitiva de los acontecimientos estresantes. La juventud es una etapa de especial vulnerabilidad para la confluencia de estas variables, pudiendo repercutir en la severidad del trastorno de juego (TJ). No obstante, las diferencias entre sexos apenas han sido exploradas. Este estudio tuvo como objetivo, en primer lugar, explorar la frecuencia de TJ en los jóvenes, así como la presencia de TJ con otras adicciones comórbidas. En segundo lugar, se examinó el riesgo de juego y su relación con las otras conductas adictivas, la alexitimia y los acontecimientos vitales estresantes. En tercer lugar, se analizó si la pertenencia a una determinada clase latente era predicha por el sexo y la edad. La muestra estaba compuesta por 360 participantes, con edades comprendidas entre los 18 y 35 años, siendo la mayoría mujeres. Los resultados obtenidos revelaron que el abuso de alcohol era la conducta adictiva más prevalente, tanto para los jugadores problemáticos como para los no problemáticos de ambos sexos. Los análisis de pertenencia de grupo mostraron la presencia de dos clases latentes en base al riesgo de juego. El primero de ellos se caracterizaba por el riesgo de juego, la comorbilidad, la alexitimia y los acontecimientos vitales estresantes, y estaba principalmente predicho por la condición sexo-varón. El otro modelo se caracterizaba por la ausencia de riesgo de juego, niveles más bajos de acontecimientos vitales estresantes y alexitimia, y se predice principalmente por la condición sexo-mujer. En este segundo perfil se halló riesgo de abuso de alcohol y de compra compulsiva. Señalamos la necesidad de introducir una perspectiva de género tanto en la interpretación de los resultados de la investigación como en la aplicación clínica de los tratamientos.

Palabras clave: trastorno de juego, jóvenes, sexo, comorbilidad, alexitimia, acontecimientos vitales estresantes

Abstract

Alexithymia is related with propensity towards impulsive behavioral responses, rather than cognitive regulation of stressful events. Youth is a particularly vulnerable time for the confluence of these variables, which may impact the severity of gambling disorders (GD). However, sex differences have hardly been explored. This study aimed, firstly, to explore the frequency of GD among young people, as well as the presence of GD with other comorbid addictions. Secondly, latent classes were examined on the basis of gambling risk and their relationship to other addictive behaviors, alexithymia and stressful life events. Thirdly, we analyzed whether class membership was predicted by sex and age. The sample was composed of 360 participants between the ages of 18 and 35, the majority female. The results obtained revealed that alcohol abuse was the most prevalent addictive behavior both for problem and non-problem gamblers of both sexes. Group membership analyses showed the presence of two latent classes based on gambling risk. One of them was characterized by gambling risk, comorbidity, alexithymia, and stressful life events, and mainly predicted by being male. The other model was characterized by no gambling risk, lower levels of stressful life events and alexithymia, and mainly predicted by being female. This second profile presents a risk of alcohol abuse and compulsive buying. We highlight the need to introduce a gender perspective both in the interpretation of research findings and in the clinical application of treatments.

Keywords: gambling, young adults, sex, comorbidity, alexithymia, stressful life events

■ Recibido: Junio 2022; Aceptado: Abril 2023.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Ana Estévez. Faculty of Health Sciences, Psychology Department, University of Deusto, Apartado 1, 48080, Bilbao, Spain. Phone: +34 944 139 000 ext. 2878; Fax: +34 944 139 085. E-mail: aestevez@deusto.es

El Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales, 5ª edición [DSM-5] (American Psychiatric Association [APA], 2013) define el trastorno del juego (TJ) como una conducta problemática, persistente y recurrente que conduce a un deterioro clínicamente significativo, y que a menudo perturba la vida cotidiana de una persona. Los estudios indican que la prevalencia y la adictividad del TJ aumentan a medida que el juego se vuelve más accesible, más rápido, más atractivo y más disponible, características que se han visto especialmente potenciadas en la nueva modalidad de juego en línea (Griffiths et al., 2006). Un estudio de prevalencia realizado por Chóliz et al. (2021) encontró que las personas menores de 35 años participan más en juegos de azar en línea que la población adulta y mayor, los cuales son más propensos al juego tradicional sin conexión, lo que indica que el juego en línea es la principal modalidad de juego problemático para los adultos jóvenes en la actualidad.

Una revisión sistemática en países europeos estima que la prevalencia de jóvenes que cumplen los criterios para tener problemas con el juego oscila entre el 0,2 y el 12,3%, a pesar de la variación entre los instrumentos de evaluación, los plazos temporales y los puntos de corte (Calado et al., 2017). En España, el estudio nacional de prevalencia de adicciones comportamentales entre personas de 15 a 64 años muestra que el 1,6% tenía un posible problema con el juego, y el 0,6% tenía un posible TJ (Delegación del Gobierno de España para el Plan Nacional sobre Drogas, 2020). Además, los hombres muestran una mayor prevalencia y propensión al juego que las mujeres, con una mayor propensión a la búsqueda de sensaciones y a conductas de riesgo (Wong et al., 2013). A pesar de este hecho, en las investigaciones con perspectiva de género, los mandatos de género masculino han sido identificados como un factor de riesgo para la adicción, no el hecho de ser hombre *per se*. Desde esta perspectiva, las consecuencias a las que están expuestos los jóvenes de ambos sexos en los espacios de consumo, así como en relación con las conductas adictivas, son muy diferentes. Como resultado, a pesar de la mayor prevalencia en hombres, ser mujer aumenta el riesgo de ser estigmatizada a nivel social (Rodríguez et al., 2019).

Existe amplia evidencia que indica que es más probable que los problemas con el juego ocurran entre edades más jóvenes (Abbott et al., 2014; Calado y Griffiths, 2016; Castrén et al., 2013; Costes et al., 2011). Chóliz et al. (2021) observaron que en España los adultos jóvenes (26-35 años) eran el grupo de edad más involucrado en conductas de juego, en comparación con los más jóvenes (< 26) y las personas mayores (> 65 años). Los jóvenes que cumplen los criterios de TJ obtienen puntuaciones más altas en otras conductas adictivas comórbidas como el alcohol, las drogas, los videojuegos o el gasto compulsivo en comparación con jugadores en riesgo y no jugadores (Jauregui et al., 2016), con una prevalencia particularmente alta entre jóvenes de 18 a 25 años (Sussman

y Arnett, 2014). De hecho, Estévez et al. (2021) encontraron que el perfil psicopatológico es más severo entre los jóvenes con juego concurrente y otros comportamientos adictivos. Por su parte, el consumo de alcohol se ha convertido en un comportamiento generalizado y relativamente normativo en la cultura juvenil, a menudo asociado con funciones como la socialización; el consumo excesivo de alcohol antes de los 25 años constituye un factor de riesgo posterior para la dependencia del alcohol; también se ha demostrado que tiene una estrecha relación positiva con conductas problemáticas de juego (Jun et al., 2019). En este sentido, estudios realizados con adolescentes de la población general señalan que aquellos clasificados como jugadores problemáticos tenían más probabilidades de participar en todo tipo de juegos de azar y de informar mayores tasas de consumo comórbido de tabaco, alcohol y otras sustancias (De Luigi et al., 2018). Por el contrario, Sanscartier et al. (2019) encontraron que los jugadores de mayor riesgo eran más propensos a reportar sintomatología ansiosa-depresiva, mientras que los jugadores de menor riesgo eran más propensos a consumir drogas y alcohol. A su vez, Martínez-Loredo et al. (2019) exploraron clases latentes específicas de género entre adolescentes en función de su riesgo de sufrir consumo de sustancias y actividades de juego, observando que la clase femenina compuesta principalmente por jugadoras, a diferencia de la clase masculina de jugadores, reportó cierto grado de consumo de alcohol y participó en tipologías de juego más basadas en el azar. Por tanto, la evidencia anterior todavía muestra hallazgos contradictorios que indican la necesidad de realizar más estudios.

Es más, existe una amplia evidencia que respalda que la alexitimia juega un papel central en la etiopatogénesis de los trastornos adictivos, incluido el TJ (Marchetti et al., 2019). La alexitimia ha sido definida como un constructo de personalidad multifacético que representa un déficit en el procesamiento cognitivo de las emociones y la conciencia afectiva, destacando la dificultad para identificar, reconocer y describir los sentimientos (Marchetti et al., 2019). Se ha sugerido que las personas con niveles elevados de alexitimia pueden utilizar respuestas conductuales en lugar de cognitivas para gestionar sus estados emocionales (Zdankiewicz-Scigala y Scigala, 2018). En este sentido, el juego puede surgir como un intento de regular los estados emocionales subjetivos y la pérdida de control de los impulsos durante el juego (Bibby y Ross, 2017). Además, Estévez et al. (2021) descubrieron que la alexitimia mediaba la relación entre los estilos de apego inseguros y las adicciones (es decir, el comportamiento de juego, el gasto, los juegos y el consumo de alcohol y drogas). Sin embargo, hasta donde sabemos, la alexitimia apenas se ha explorado como predictor de pertenencia a una clase en función del sexo en adultos jóvenes con patrones de juego de riesgo.

Asimismo, los acontecimientos vitales estresantes han sido relacionados con una mayor frecuencia y gravedad del

juego entre adultos diagnosticados con TJ (Elman et al., 2010; Stor et al., 2012). Los jóvenes con problemas relacionados con el juego también han mostrado un mayor número de acontecimientos vitales adversos en comparación con aquellos que no jugaban (Bergevin et al., 2006). De manera consistente con lo anterior, se ha descubierto que las personas con altos niveles de alexitimia experimentan síntomas postraumáticos más severos después de eventos con un alto impacto emocional (Frewen et al., 2006). Además, los trastornos postraumáticos son significativamente más recurrentes en los jóvenes en tratamiento por adicción que en los que no juegan y se asocian con un peor pronóstico y un tratamiento más costoso (Wang et al., 2020). A su vez, los intentos de clasificar a las personas que juegan indican que los grupos con mayores dificultades en la regulación de emociones, la resolución de problemas y el estrés tanto vital como emocional, tienden a mostrar mayor comorbilidad psicopatológica y gravedad del juego que otros grupos marcados por rasgos como la excitación, la socialización o la búsqueda de sensaciones (Jiménez-Murcia et al., 2019). En un estudio reciente sobre comorbilidad en una población joven con diagnóstico de JP, Estévez et al. (2021) informaron que puntuaciones más altas en dificultades de afrontamiento y regulación de emociones estaban estrechamente asociadas con la presencia comórbida de TJ y otras adicciones a sustancias y adicciones conductuales. Sin embargo, si bien la mayoría de los estudios se han realizado en muestras clínicas, poco se sabe sobre si la interrelación de acontecimientos vitales estresantes y la alexitimia constituiría un factor de riesgo para la población general de adultos jóvenes con patrones de uso problemático del juego.

Objetivos

En años recientes, las investigaciones que examinan los factores de riesgo predisponentes al TJ han ganado atención debido a su mayor prevalencia e implicaciones psicosociales, particularmente entre la población joven. Sin embargo, encontramos una escasez de estudios que analicen grupos de clases latentes en función del riesgo de juego y aún menos estudios que utilicen el sexo como predictor de JP. Además, hasta donde sabemos, la literatura científica no proporciona información sobre el papel predictivo y la interacción de la alexitimia, los acontecimientos vitales estresantes y las conductas adictivas comórbidas con respecto a pertenencia de clase de los jugadores jóvenes de la población general. Esto último es algo que destacamos, dados los beneficios en términos de prevención en un grupo de edad que ha sido identificado como especialmente vulnerable para la aparición y el desarrollo del JP. Por último, también señalamos la necesidad de explorar comorbilidades como los trastornos alimentarios o la compra compulsiva, menos estudiadas hasta la fecha en relación con el juego problemático.

Sobre esa base, esta investigación tuvo como objetivo, en primer lugar, explorar la frecuencia de posible TJ en jóvenes de la población general, así como la presencia de TJ con otras conductas adictivas comórbidas (es decir, adicción al alcohol, adicción a las drogas, compras compulsivas y trastorno alimentario). En segundo lugar, pretendió analizar la pertenencia a una clase en función del riesgo de padecer TJ, y su relación con las conductas adictivas y variables psicológicas antes mencionadas (es decir, la alexitimia y los acontecimientos vitales estresantes). Por último, queríamos saber si la pertenencia a una clase podía predecirse según el sexo y la edad.

Método

Participantes

La muestra estuvo formada por 360 participantes españoles con edades comprendidas entre 18 y 35 años. Su edad promedio era 22,93 años ($SD = 3,30$) y el 77,6% eran mujeres, el 22,2% eran hombres y el 0,3% eran de otro género. La mayoría de los integrantes de la muestra tenía estudios universitarios (72,7%), seguido del Título de Educación General Básica (17%), Formación Profesional (9,4%) y, con menor frecuencia, Educación Primaria (0,3%) y Educación Secundaria Obligatoria (0,6%). Los participantes eran principalmente estudiantes (51,4%), estudiantes y trabajadores (25%) o trabajadores solo (20,2%).

Instrumentos

Juego patológico

El comportamiento de JP fue evaluado utilizando el *Cuestionario de Juego de South Oaks* [SOGS] (Lesieur y Blume, 1987). La versión española fue adaptada por Echeburúa et al. (1994). El SOGS es una herramienta de cribado de juego que fue desarrollada para la detección en poblaciones clínicas. Consta de 20 ítems, cuyo contenido está relacionado con los patrones de juego, las fuentes de dinero para apostar, el pago de deudas y las emociones involucradas. Puntuaciones superiores a 4 puntos sugieren la posible presencia de TJ, por lo que las respuestas se clasifican en una variable dicotómica (es decir, sin riesgo de apostar < 4 y riesgo de apostar ≥ 4). En cuanto a su fiabilidad, el SOGS tiene una consistencia interna alta, con un alfa de Cronbach de ,94. Su fiabilidad test-retest a las 4 semanas era ,98 ($p < ,001$), y su validez convergente con los criterios del DSM-IV era de ,94. En este estudio, el alfa de Cronbach para el SOGS era ,60.

Alcohol, drogas, compras compulsivas y trastornos alimentarios

MULTICAGE CAD-4 (Pedrero-Pérez et al., 2007). Este instrumento evalúa conductas adictivas, con o sin sustancia. Contiene 32 ítems, divididos en ocho factores de cuatro

ítems cada uno, que incluyen: abuso o dependencia del alcohol, TJJ, drogas, trastornos alimentarios, adicción a Internet, adicción a videojuegos, gasto compulsivo y adicción al sexo. En este estudio, utilizamos cuatro de esos ocho factores (es decir, abuso del alcohol, drogas, gasto compulsivo y trastornos alimentarios). Los ítems tienen una opción de respuesta dicotómica (*Sí* o *No*). Las respuestas se clasificaron como variables de tres niveles que indicaban el riesgo de abuso de alcohol, abuso de drogas, gasto compulsivo y trastorno alimentario (es decir, sin riesgo = 0 o 1, riesgo probable = 2 y riesgo bastante probable ≥ 3). La consistencia interna del MULTICAGE CAD-4 es satisfactoria (el alfa de Cronbach para la escala total era $\alpha = ,86$ mientras que las subescalas muestran valores superiores a $,70$). La fiabilidad test-retest a los 20 días era $r = ,89$. La validez de criterio también era adecuada (detecta entre el 90 y el 100% de los casos ya diagnosticados). En el estudio actual, el alfa de Cronbach era $,60$ para abuso de alcohol, $,63$ para drogas, $,67$ para compras compulsivas y $,60$ para trastornos alimentarios.

Alexitimia

Toronto Alexithymia Scale-20 (TAS-20; Taylor et al., 1985, adaptado a castellano por Martínez-Sánchez, 1996). La alexitimia se mide a través de tres factores principales: (1) dificultad para identificar los sentimientos, que se refiere a problemas para identificar las emociones, que se confunden notoriamente con síntomas físicos; (2) dificultad para describir los sentimientos, por la cual los individuos son incapaces de comunicar sus sentimientos y utilizar vocabulario emocional; (3) pensamiento orientado externamente, por el cual los individuos tienden a desatender sus estados emocionales internos. La escala consta de 20 ítems y las respuestas se puntúan en una escala Likert de 6 puntos, desde 0 (*muy en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*). La consistencia interna es buena para la escala global ($\alpha = ,83$ para la original y $\alpha = ,81$ para la adaptación a castellano). En este estudio, el alfa de Cronbach era $,85$.

Acontecimientos vitales estresantes

Centrality of Event Scale [CES; Berntsen y Rubin, 2006, adaptado a castellano por Fernández-Alcántara et al., 2015). La escala evalúa aspectos directamente relacionados con el procesamiento de acontecimientos traumáticos. Antes de completar la escala, se pidió a los participantes que anotaran en un espacio el acontecimiento más traumático o estresante de su vida para basar su respuesta en ese acontecimiento al completar la escala. Consta de 20 ítems calificados con una respuesta tipo Likert de 5 puntos, desde 1 (*muy en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*). La consistencia interna era satisfactoria tanto para la escala original como para la adaptación española ($\alpha = ,94$). En el estudio actual, el alfa de Cronbach era $,93$.

Procedimiento

Diseño de investigación transversal. Los datos se recopilaron mediante dos formas principales. Una recopilación se llevó a cabo con estudiantes de la Universidad Complutense de Madrid. La otra se realizó mediante muestreo no probabilístico con el método de bola de nieve, incluyendo la difusión del cuestionario en redes sociales (p. ej., WhatsApp, Instagram, Facebook, revistas o sitios web con fines de divulgación).

Para toda la muestra, la encuesta se completó a través de un enlace en línea al cuestionario o mediante un código QR que daba acceso al cuestionario mismo. Para acceder al cuestionario, los participantes tenían que ser mayores de 18 años, haber leído la información del estudio y aceptado el consentimiento informado. La duración del cuestionario fue de unos 30 minutos.

El cuestionario incluía información general sobre los objetivos principales del estudio. Se dejó claro que no había respuestas correctas o incorrectas y que los participantes podían enviar un correo electrónico al investigador principal si necesitaban más información sobre el estudio. Se garantizó la confidencialidad, el anonimato y la participación voluntaria de todos los participantes. Los participantes no recibieron compensación alguna por su participación. El estudio fue aprobado por la Junta de Revisión.

Procedimiento analítico

Como análisis preliminar, se exploraron los patrones de datos faltantes y la normalidad de las variables continuas. El test de Little de MCAR para datos faltantes no fue significativa, $\chi^2(987) = 1054,04$, $p = ,068$. Por tanto, se supuso que los datos faltaban al azar y no se realizó ninguna imputación. El supuesto de normalidad de las variables continuas (es decir, edad, acontecimientos vitales estresantes y alexitimia) se exploró con los niveles de asimetría y curtosis (ver Tabla 2). Estos datos mostraron que ambos indicadores eran inferiores a $|2|$ para las tres variables, lo que cumple el criterio de Cain et al. (2017) para asumir normalidad.

Las hipótesis fueron probadas mediante análisis de clases latentes (ACL) con Mplus 7.11 (Muthén y Muthén, 1998-2013). Para este fin, se siguió el procedimiento de tres pasos descrito por Asparouhov y Muthén (2014). Primero, se calculó el número de clases latentes, comparando modelos con 1 a 3 clases, incluido el riesgo de adicción al juego, alcohol, drogas, compras compulsivas y trastornos alimentarios. La comparación de modelos se aplicó atendiendo al Criterio de Información de Akaike (AIC), el Criterio de Información Bayesiano (BIC), el Criterio de Información Bayesiano ajustado a la media (aBIC), la entropía, la prueba de razón de verosimilitud ajustada de Lo-Mendell-Rubin (LMRa) y la prueba de índice de verosimilitud bootstrap (BLRT). AIC, BIC y aBIC indicaron un desajuste del modelo, por lo que los valores más bajos se consideraron indicadores de un mejor ajuste (Hu y Bentler, 1999). De

Resultados

forma específica, se observó que BIC era el más fiable de estos tres indicadores (Nylund et al., 2007), por lo que se consideró el indicador principal para las decisiones de ajuste del modelo. LMRa y BLRT prueban las diferencias en la log-verosimilitud entre modelos con clases K-1 y clases K, y pruebas significativas indicaron que el modelo de clase K aumentó el ajuste del modelo (Nylund et al., 2007). La entropía osciló entre 0 y 1, por lo que valores cercanos a 1 mostraron un nivel más preciso de clasificación del perfil (Celeux y Soromenho, 1996).

Además, se realizó un análisis multigrupo para probar si la composición de las clases latentes varía entre sexos (mujeres y hombres). Al hacerlo, se fijó el modelo final del primer paso para que fuera igual entre sexos (modelo configural); ese modelo se comparó con un modelo anidado en el que se permitía que las clases difieran según el sexo (modelo variable por sexo). Se asumió la invarianza cuando el modelo variable por sexo comparado con el modelo configural no mostró un incremento significativo en el ajuste del modelo según la prueba de diferencia escalada de chi-cuadrado de Satorra-Bentler (Satorra y Bentler, 2010).

En segundo lugar, se exploró la pertenencia más probable a una clase para describir la composición de cada perfil latente en el modelo final. Para ello, se examinó la probabilidad promedio de respaldar cada categoría de cada variable indicadora, así como pruebas de razón de momios sobre estas probabilidades entre clases para examinar si difieren en cuanto al grado de riesgo de juego, abuso de alcohol y drogas, compras compulsivas y trastorno alimentario (Wang y Wang, 2012). En tercer lugar, la relación de los antecedentes (es decir, edad y sexo) y los resultados psicológicos (es decir, acontecimientos vitales estresantes y alexitimia) con la pertenencia a una clase se exploraron siguiendo las sugerencias de Lanza et al. (2013). Así, dado que la clase latente no es una variable observada, este proceso estima empíricamente la distribución específica de clase de la variable distal y la variable de clase latente considerando los coeficientes de regresión logística que reflejan su asociación combinados con la distribución marginal de la variable distal (Lanza et al., 2013).

La Tabla 1 muestra la frecuencia de TJ y las comorbilidades (adicción al alcohol, adicción a las drogas, compras compulsivas y trastornos alimentarios). Gran parte de la muestra no presentó riesgo de TJ, y la comorbilidad más frecuente en la muestra era el riesgo de consumo de alcohol.

Como primer paso del ACL, se calcularon los índices de ajuste de los modelos, la entropía y las comparaciones de modelos. Se compararon los modelos con 1, 2 y 3 clases latentes (ver Tabla 3). Los AIC, BIC y aBIC mostraron

Tabla 1
Frecuencias de riesgo de adicción al juego, alcohol, drogas, compras compulsivas y trastornos alimentarios

Variable	Frecuencias	
	n	%
Adicción al juego		
Sin riesgo	320	90,9
Riesgo	32	9,1
Alcohol		
Sin riesgo	232	68,8
Riesgo probable	70	20,8
Riesgo bastante probable	35	10,4
Drogas		
Sin riesgo	298	88,7
Riesgo probable	24	7,1
Riesgo bastante probable	14	4,2
Compra compulsiva		
Sin riesgo	284	84,1
Riesgo probable	39	11,5
Riesgo bastante probable	15	4,4
Trastorno alimentario		
Sin riesgo	261	79,3
Riesgo probable	49	14,9
Riesgo bastante probable	19	5,8

Nota. La suma de alcohol, drogas, compra compulsiva y trastorno alimentario no es exacta debido a datos faltantes.

Tabla 2
Índices de ajuste de modelos y comparaciones

Modelo	AIC	BIC	aBIC	Entropía	LMRa	BLRT
Modelo de perfil 1	1848,04	1882,81	1854,26	NA	NA	NA
Modelo de perfil 2	1793,37	1866,78	1806,50	,64	73,41***	74,66***
Modelo de perfil 3	1794,60	1906,65	1814,65	,76	18,45	18,76

Nota. AIC = Criterio de Información de Akaike; BIC = Criterio de Información Bayesiano; aBIC = Criterio de Información Bayesiano ajustado al tamaño de la muestra; LMRa = prueba de razón de verosimilitud ajustada de Lo-Mendell-Rubin de perfiles K-1 versus K; BLRT = prueba de índice de verosimilitud bootstrap de perfiles K-1 versus K; NA = No aplicable.

*** $p < ,001$.

Tabla 3
Estimaciones finales del modelo en probabilidades

		Clase 1 Riesgo alto (n = 68, 19%)	Clase 2 Riesgo bajo (n = 284, 81%)	Comparación de razones de momios
Adicción al juego	Sin riesgo	,62***	1,00***	NC
	Riesgo	,38***	,00	
Alcohol	Sin riesgo	,37***	,79***	6,37*
	Riesgo probable	,41***	,14***	3,90
	Riesgo bastante probable	,22**	,07**	
Drogas	Sin riesgo	,67***	,96***	11,52
	Riesgo probable	,16**	,04*	NC
	Riesgo bastante probable	,17**	,00	
Compra compulsiva	Sin riesgo	,61***	,85***	3,49*
	Riesgo probable	,32***	,10***	1,22
	Riesgo bastante probable	,07	,05**	
Trastorno alimentario	Sin riesgo	,54***	,93***	11,26
	Riesgo probable	,29***	,06**	30,88
	Riesgo bastante probable	,17**	,01	

Nota. NC = No se calculó la comparación, ya que una de las categorías tenía una frecuencia de cero en una de las clases latentes.
* $p < ,05$. ** $p < ,01$. *** $p < ,001$.

que el modelo de 2 clases redujo el error del modelo, y LMRa y BLRT eran significativos, lo que indica que este modelo aumentó significativamente el ajuste del modelo en comparación con el modelo de 1 clase. Aunque la entropía del modelo de 3 clases fue mayor que la del modelo de 2 clases, el modelo de 3 clases redujo significativamente el ajuste del modelo según LMRa y BLRT, mientras que AIC, BIC y aBIC indicaron un peor ajuste del modelo. En consecuencia, se estableció el modelo de 2 clases como modelo final. Además, se llevó a cabo el análisis multigrupo para comparar la composición de clase por sexo (mujeres versus hombres). Los resultados de este análisis indicaron que el modelo configural en el que se fijó una composición de las clases igual para hombres y mujeres ($\chi^2[299] = 549,70$; AIC = 2134,76, BIC = 2215,84, aBIC = 2149, 22) el modelo variable por sexo ($\chi^2[283] = 475,71$; AIC = 2132,63, BIC = 2283,20; 2159,48) no difirieron significativamente en el ajuste del modelo ($\chi^2[16] = 2,40$, $p = ,999$) por lo que se supuso invarianza entre grupos por sexo.

Como segundo paso en el ACL, se exploraron las características de cada clase en el modelo final de 2 clases (ver Tabla 3). Clase 1 difirió de la Clase 2 en el grado de riesgo de juego, abuso de alcohol y drogas y compras compulsivas, pero no en el riesgo de trastorno alimentario. En la

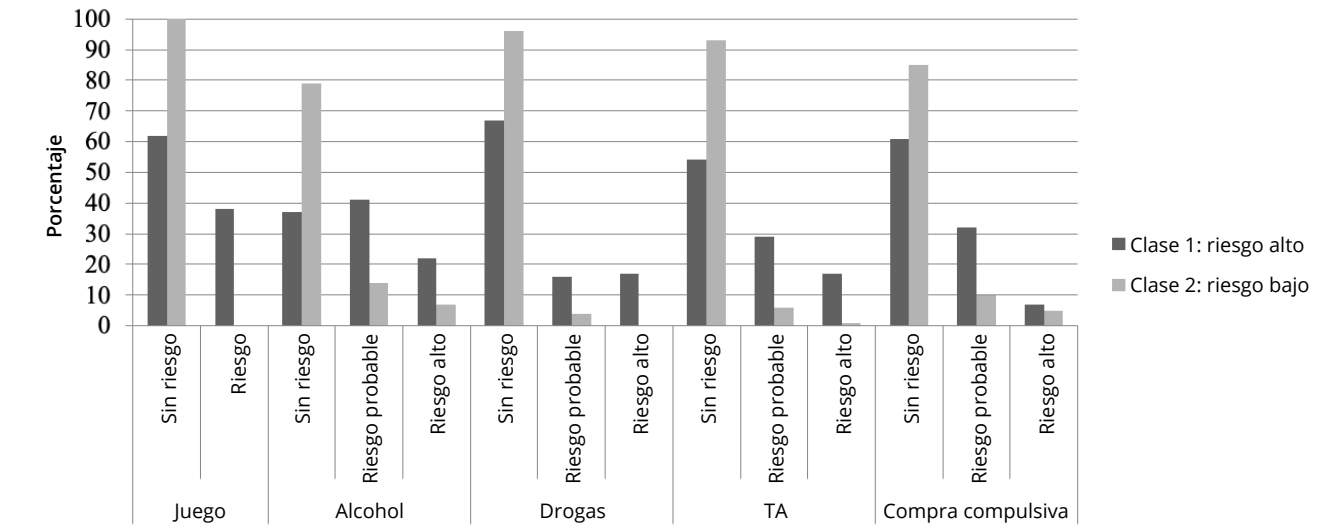
Clase 1 había aproximadamente un 40% de probabilidad de riesgo de juego mientras que, en la Clase 2, no hubo casos de riesgo de juego. Riesgo probable y bastante probable de adicción al alcohol y compras compulsivas eran más frecuentes en la Clase 1 que en la Clase 2. En concreto, las personas de la Clase 1 tenían un 63% de probabilidad de riesgo probable y bastante probable de consumo de alcohol, mientras que las personas de la Clase 2 tenían un 21% de probabilidad de estos niveles de riesgo de abuso de alcohol. En cuanto a compras compulsivas, las probabilidades de compra compulsiva probable o bastante probable de la Clase 1 eran del 39% frente al 15% de la Clase 2. La Clase 1 y la Clase 2 también difirieron significativamente en la prevalencia de riesgo bastante probable y de abuso de drogas. Mientras que la Clase 1 tenía un 17% de probabilidad de riesgo bastante probable de abusar de las drogas, la probabilidad en la Clase 2 era cero. En base a estos resultados, la Clase 1 se denominó «Riesgo más elevado de adicción a sustancias y adicción conductual; Riesgo alto» y la Clase 2 se denominó «Riesgo más bajo de adicción a sustancias y adicción conductual; Riesgo bajo».

En tercer lugar, se exploró la relación entre los antecedentes y la pertenencia a una clase y entre la pertenencia a una clase y las variables psicológicas. Respecto de los an-

Tabla 4
Relación diferencial con variables psicológicas según pertenencia a una clase

Variable psicológica	Clase de riesgo alto		Clase de riesgo bajo		Comparaciones de clases	
	M	SE	M	SE	χ^2	p
Alexitimia	53,07	1,96	46,69	1,06	7,27	,007
Acontecimientos vitales estresantes	3,59	0,09	3,31	0,05	6,01	,014

Figura 1
Probabilidades de cada categoría por clase. TA = Trastorno Alimentario



tecedentes, el procedimiento de tres pasos de regresiones logísticas multinomiales mostró que la edad no estaba relacionada con la pertenencia a una clase ($\beta = -0,12$, $SE = ,06$, $p = ,059$, $d = -,10$). La pertenencia a una clase fue predicha por sexo porque los hombres tenían significativamente más probabilidades de pertenecer a la Clase 1 que a la Clase 2 que las mujeres ($\beta = 2,39$, $SE = ,52$, $p < ,001$, $d = ,24$).

En cuanto a las variables psicológicas, las regresiones logísticas multinomiales demostraron que la pertenencia a la clase de riesgo alto estaba significativamente relacionada con una mayor alexitimia ($\beta = -0,02$, $SE = ,01$, $p = ,021$, $d = ,20$) y acontecimientos vitales estresantes ($\beta = ,92$, $SE = ,28$, $p = ,001$, $d = ,19$) que pertenecer a la clase de riesgo bajo (ver Tabla 4).

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo examinar la posible presencia de juego problemático y no problemático, así como la frecuencia del uso de drogas, compras compulsivas, abuso de alcohol y trastornos alimentarios en una muestra de adultos jóvenes de la población general. Según los resultados, la gran mayoría no presentaba riesgo alguno de juego. Por lo contrario, el riesgo de consumo de alcohol

era la comorbilidad más frecuente en la muestra. Estos resultados son coherentes con la literatura previa en el campo, que señala que los hombres tienen más probabilidades de mostrar los primeros comportamientos de juego a edades más tempranas que las mujeres, que comienzan a jugar a una edad significativamente mayor (Lamas et al., 2018). Esto podría explicar en gran medida por qué, en una muestra predominantemente femenina como la de este estudio, la mayoría de los participantes no presentan juego de riesgo o juego posiblemente problemático.

A partir de los resultados del estudio, planteamos la hipótesis de que hombres y mujeres diferirían en cuanto a las etapas de desarrollo que predisponen a una mayor vulnerabilidad para el inicio de conductas de riesgo en relación al juego. Se ha afirmado que las personas son más propensas a desarrollar conductas de juego cuando se enfrentan a un cambio vital importante o a circunstancias que implican un duelo significativo en alguna etapa vital (Wong et al., 2013). Dicho de otra forma, hombres y mujeres podrían ver comprometida su identidad personal y social en diferentes etapas de la vida y, por tanto, pueden ser más susceptibles al desarrollo de un problema de juego en diferentes edades. En este sentido, la conducta de juego de las mujeres ha sido identificada como una forma de evitar o afrontar sus esta-

dos emocionales, y también se ha observado que tienden a iniciarse en el juego más tarde en la vida (González-Ortega et al., 2013). En cambio, los hombres parecen ser más propensos a comportamientos de juego tempranos, hacia la adolescencia, con mayores dificultades en el control de los impulsos y una fuerte tendencia al beneficio económico, la competitividad y la búsqueda de sensaciones, así como juego por motivos de socialización (Ellenbogen et al., 2007). También se ha demostrado que los hombres adultos jóvenes, en comparación con las mujeres jóvenes, experimentan ansiedades y presiones sociales únicas relacionadas con la competencia sexual, la rivalidad masculina y una mayor preocupación por su imagen social; esto, a su vez, se ha relacionado con la participación de los jóvenes en actividades adictivas (Wong et al., 2013).

Por otro lado, el alcohol era la comorbilidad con mayor prevalencia y riesgo en este estudio tanto para los jugadores problemáticos (en su mayoría hombres) y jugadores sin problemas (en su mayoría mujeres). El alcohol es una de las sustancias más consumidas por las mujeres jóvenes, es fácil de obtener y su consumo es legal, lo que hace que sea este consumo un comportamiento socialmente más normalizado entre la población femenina juvenil (National Institute on Drug Abuse [NIDA], 2021; Rodríguez et al., 2019). Un estudio reciente que examina el impacto de género en el abuso de sustancias entre los jóvenes encontró que el abuso de alcohol era ligeramente mayor entre mujeres que entre hombres, lo que no era el caso para el cannabis (Pérez de Albéniz-Garrote et al., 2021). Es más, Jauregui et al. (2016) concluyeron que la muestra de personas con TJ obtuvo puntuaciones significativamente más altas en todas las variables del estudio (es decir, sintomatología ansiosa-depresiva, desregulación emocional y drogas), excepto para alcohol, con tasas similares entre los no jugadores. Mientras tanto, un estudio reciente de Martínez-Loredo et al. (2019) exploró las clases latentes en función del juego y el uso de sustancias en adolescentes, señalando que las adolescentes con problemas de juego también informaron cierto grado de consumo de alcohol, a diferencia de los varones. Sin embargo, no hemos encontrado estudios que exploren clases latentes basados exclusivamente en el riesgo de juego en la población de mujeres adultas jóvenes, lo que podría constituir un perfil diferente tanto de adolescentes como de mujeres con TJ. En segundo lugar, se realizó un análisis del modelo de perfil, utilizando como medida de agrupamiento las puntuaciones obtenidas en la conducta de juego (es decir, presencia o no riesgo de juego problemático). Los resultados han mostrado la existencia de dos grupos. El primer grupo, que denominamos perfil de «riesgo alto» (Clase 1), está formado por participantes con posibles problemas de juego, mayor comorbilidad con otras conductas adictivas (es decir, alcohol, trastornos alimentarios, compras compulsivas y abuso de drogas), así como tasas más altas de alexitimia y acontecimientos vitales estresantes. En

cambio, el segundo grupo, al que denominamos perfil de «riesgo bajo» (Clase 2), está compuesto por participantes sin riesgo de juego, abuso de drogas o trastornos alimentarios, y puntuaciones significativamente más bajas en acontecimientos vitales estresantes y, particularmente, en alexitimia. En este segundo grupo hubo algunos casos de riesgo o posible abuso de alcohol y compras compulsivas, pero menos en comparación con el perfil de riesgo alto (Clase 1), mientras que ser mujer era más predictivo del perfil de riesgo bajo (Clase 2). La edad no era predictora del modelo de perfil.

Los resultados son coherentes con la literatura previa. Por ejemplo, Jiménez-Murcia et al. (2020), en un estudio de agrupamiento de pacientes que buscaban tratamiento, encontraron que los perfiles de TJ más graves mostraban un mayor impacto y número de acontecimientos vitales estresantes, así como un inicio más temprano de la actividad de juego. Además, Estévez et al. (2021) observaron que el grupo de jugadores problemáticos en riesgo, en comparación con el grupo de jugadores no problemáticos, reveló puntuaciones más altas de alexitimia, que también ha sido asociada por otros autores con una mayor severidad e intensidad de la conducta de juego (Maniaci et al., 2017). En cuanto a la comorbilidad, Kovács et al. (2020) demostraron que la presencia comórbida de TJ y trastorno por consumo de alcohol expresaba un perfil de personalidad más desadaptativo que la presencia exclusiva de abuso de alcohol. Además, Svensson y Sundqvist (2019) mencionaron en su estudio ciertos factores de riesgo predictores de TJ en estudiantes: ser varón, acontecimientos vitales estresantes, impulsividad, depresión, abuso de drogas y afrontamiento evitativo-escape (Elman et al., 2010; Sharman et al., 2019). Otros estudios también han demostrado la coexistencia del juego y la adicción al sexo, a comer en exceso o a las compras (Etxandi et al., 2021). Según Griffiths (1994), la adicción cruzada (es decir, un concepto que implica que si una persona ha desarrollado un trastorno adictivo, tiene un mayor riesgo de desarrollar otra adicción) ocurre tanto en adolescentes como en adultos, y es mayoritariamente una condición masculina, algo que los resultados de este estudio también refuerzan. Sin embargo, los hallazgos del presente estudio son novedosos porque, hasta donde sabemos, ningún estudio ha examinado la comorbilidad del juego problemático en relación con los trastornos alimentarios, las compras compulsivas y el uso de sustancias en varones jóvenes.

El estudio también exploró un segundo perfil, al que denominamos perfil de «riesgo bajo» (Clase 2), sin riesgo de juego o consumo de drogas, puntuaciones más bajas en acontecimientos vitales estresantes e incluso puntuaciones más bajas en alexitimia, y compuesto predominantemente

por mujeres. Sin embargo, aunque en un grado ligeramente menor que en el perfil de «riesgo alto» (Clase 1), también encontramos en este grupo casos de posible adicción a las compras y al alcohol. De hecho, estos resultados son bastante consistentes con estudios sobre conductas adictivas en mujeres jóvenes, que revelan que la compra compulsiva es principalmente una patología femenina (Pérez de Albéniz-Garrote et al., 2021). Sin embargo, algunos estudios han encontrado una prevalencia similar en ambos sexos (Roberts y Roberts, 2012). Por tanto, son necesarios más estudios para aclarar esta cuestión. También, Macía et al. (2023), en un estudio de clases latentes basado en el riesgo de sufrir trastornos alimentarios y adicciones en jóvenes, observó que las mujeres jóvenes con trastornos alimentarios tenían las puntuaciones más altas en alexitimia y acontecimientos vitales estresantes en comparación con los otros dos grupos: «hombres con adicciones» y «mujeres sanas». Los hallazgos de este estudio, por el contrario, sugieren que los hombres con problemas de juego tienen mayor comorbilidad, alexitimia y acontecimientos vitales estresantes. Por tanto, según lo mencionado en la literatura anterior, así como en los resultados de este estudio, la alexitimia y los acontecimientos vitales estresantes probablemente constituyan un riesgo transdiagnóstico para el desarrollo y mantenimiento de conductas impulsivas de riesgo para ambos sexos. Sin embargo, nuestra hipótesis es que, si hubiéramos tomado las compras, los trastornos alimentarios o el alcohol como variables de agrupación del perfil en lugar del juego, la condición sexual femenina podría haber sido un predictor del grupo de «mayor riesgo» (en lugar del sexo masculino, como en este estudio), un aspecto que sin duda sugerimos explorar en el futuro.

Limitaciones

El presente artículo no está exento de algunas limitaciones. En primer lugar, el diseño transversal de este estudio no permite establecer interpretaciones causales ni la dirección de los efectos, por lo que en futuras investigaciones se necesitan diseños longitudinales para lograr una comprensión profunda de la interacción entre las variables. Además, los hallazgos de este estudio se basan en diferencias de sexo, por lo que sería apropiado realizar estudios basados en diferencias de género para una mejor comprensión de las condiciones sociales, consecuencias y necesidades particulares de mujeres y hombres ante la adicción, y no sólo las diferencias biológicas entre los sexos. A pesar de ello, aunque los resultados están basados en sexo, hemos intentado desagregar y discutir los resultados con una perspectiva de género. Es más, dado que la muestra se obtuvo en línea, podría haber sesgos relacionados con la deseabilidad social (especialmente alta en jóvenes), poco esfuerzo o atención al responder y/o respuestas aleatorias. Por último, los ACL se han realizado con una muestra general y joven, por lo que los resultados no son generalizables a jóvenes en tratamien-

to por problemas graves de juego ni a personas mayores. Sin embargo, la muestra subclínica de este estudio sí permite observar factores de vulnerabilidad en los jóvenes, que pueden preceder al desarrollo de conductas adictivas más severas en el futuro. Esto es especialmente beneficioso con fines preventivos.

Conclusión

En conclusión, estos resultados pueden ser de interés para desarrollar programas y políticas de prevención en población juvenil. Primero, este estudio destaca que el consumo de alcohol es la conducta de riesgo más prevalente entre mujeres y hombres jóvenes, tanto entre jugadores problemáticos como no problemáticos. Segundo, según estos resultados, los hombres jóvenes, en comparación con las mujeres jóvenes, son más propensos a tener problemas con el juego y conductas adictivas comórbidas simultáneas, especialmente el consumo de drogas. Por el contrario, las mujeres jóvenes están ligeramente menos predispuestas a conductas adictivas en general, pero los resultados de este estudio sugieren que también existe un riesgo de abuso de alcohol y compras compulsivas entre las mujeres. Esto tiene ramificaciones importantes porque no es la adicción en sí una patología a la que los hombres estén más naturalmente predispuestos que las mujeres, sino que cuanto más normalizado, accesible y menos sancionado socialmente sea un comportamiento adictivo, más probable será que ocurra en las mujeres.

En este sentido, proponemos que los tratamientos consideren la estigmatización social, la dificultad de reconocer el problema y las consecuencias negativas para hombres y mujeres jóvenes cuando una conducta adictiva se considera masculina (p. ej., juego) o femenina (p. ej., compras compulsivas). Por último, en base a los resultados de este estudio, concluimos que la alexitimia y los acontecimientos vitales estresantes en los jóvenes están asociados con conductas problemáticas de juego. La aparición del juego en jóvenes se ha asociado con una mayor probabilidad de desarrollar TJ en la edad adulta, así como con una mayor gravedad del trastorno. Así, apuntar y prevenir los factores de riesgo predisponentes en grupos de jóvenes podría ser un factor protector para el desarrollo futuro de TJ y sus conductas adictivas comórbidas (es decir, drogas, alcohol, compras compulsivas y/o trastornos alimentarios).

Fuentes de financiación y agradecimientos

Agradecemos el apoyo institucional del Ministerio de Sanidad de España. El estudio ha recibido financiación de la Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas [PNSD] (Ref.: 2020I007). Los financiadores no tuvieron papel alguno en el diseño del estudio, la recopilación y el análisis de datos, la decisión de publicar o la prepara-

ción del manuscrito. La investigación también cuenta con el apoyo de una beca predoctoral para la formación de profesorado universitario (FPU20/03045).

Conflicto de intereses

Todos los autores declaran no tener conflictos de intereses ni intereses económicos.

Aprobación de ética

El Comité de Revisión Institucional de la Universidad de Deusto aprobó el estudio (ETK-17/20-21). Este estudio se realizó de acuerdo con los principios de la Declaración de Helsinki.

Consentimiento

Todos los participantes individuales incluidos en el estudio dieron su consentimiento informado.

Datos

Los conjuntos de datos generados y/o analizados durante el estudio actual no están disponibles al público por razones de confidencialidad.

Referencias

- Abbott, M. W., Romild, U. y Volberg, R. A. (2014). Gambling and problem gambling in Sweden: Changes between 1998 and 2009. *Journal of Gambling Studies*, 30, 985–999. <https://doi.org/10.1007/s10899-013-9396-3>
- American Psychiatric Association [APA]. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.)*. Author.
- Asparouhov, T. y Muthén, B. (2014). Auxiliary variables in mixture modeling: Three-step approaches using MPlus. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 329–341. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915181>
- Bergevin, T., Gupta, R., Derevensky, J. y Kaufman, F. (2006). Adolescent gambling: Understanding the role of stress and coping. *Journal of Gambling Studies*, 22, 195–208. <http://dx.doi.org/10.1007/s10899-006-9010-z>
- Berntsen, D. y Rubin, D. C. (2006). The Centrality of Events Scale: A measure of integrating a trauma into one's identity and its relation to post-traumatic stress disorder symptoms. *Behavior Research and Therapy*, 44(2), 219–231. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.01.009>
- Bibby, P. A. y Ross, K. E. (2017). Alexithymia predicts loss chasing for people at risk for problem gambling. *Journal of Behavioral Addictions*, 6, 630–638. <https://doi.org/10.1556/2006.6.2017.076>
- Calado, F., Alexandre, J. y Griffiths, M. D. (2017). Prevalence of adolescent problem gambling: A systematic review of recent research. *Journal of Gambling Studies*, 33, 397–424. <https://doi.org/10.1007/s10899-016-9627-5>
- Calado, F. y Griffiths, M. D. (2016). Problem gambling worldwide: An update and systematic review of empirical research (2000–2015). *Journal of Behavioral Addictions*, 5(4), 592–613. <https://doi.org/10.1556/2006.5.2016.073>
- Castrén, S., Basnet, S., Pankakoski, M., Ronkainen, J. E., Helakorpi, S., Uutela, A., Alho, H. y Lahti, T. (2013). An analysis of problem gambling among the Finnish working-age population: A population survey. *BMC Public Health*, 13, 519. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-519>
- Celeux, G. y Soromenho, G. (1996). An entropy criterion for assessing the number of clusters in a mixture model. *Journal of Classification*, 13, 195–212. <https://doi.org/10.1007/bf01246098>
- Chóliz, M., Marcos, M. y Lázaro-Mateo, J. (2021). The risk of online gambling: A study of gambling disorder prevalence rates in Spain. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 19(2), 404–417. <https://doi.org/10.1007/s11469-019-00067-4>
- Costes, J. M., Pousset, M., Eroukmanoff, V., Le Nezet, O., Richard, J. B., Guignard, R., Beck, F. y Arwidson, P. (2011). Les niveaux et pratiques des jeux de hasard et d'argent en 2010 [Levels and gambling practices in 2010]. *Lettre Tendances*, 77, 1–8.
- De Luigi, N., Gibertoni, D., Randon, E. y Scorcu, A.E. (2018). Patterns of gambling activities and gambling problems among Italian high school students: Results from a latent class analysis. *Journal of Gambling Studies*, 34(2), 339–359. <https://doi.org/10.1007/s10899-017-9694-2>
- Delegation of the Spanish Government for the National Plan on Drugs (2020). *Informe sobre Adicciones Comportamentales 2020. [Behavioural Addictions Report 2020]*. Spanish Health Ministry.
- Echeburúa, E., Báez, C., Fernández-Montalvo, J. y Páez, D. (1994). El Cuestionario de Juego de South Oaks (SOGS): Validación española. [The South Oaks Gambling Questionnaire (SOGS): Spanish Validation]. *Análisis y Modificación de Conducta*, 20, 769–791.
- Ellenbogen, S., Derevensky, J. y Gupta, R. (2007). Gender differences among adolescents with gambling-related problems. *Journal of Gambling Studies*, 23(2), 133–143. <https://doi.org/10.1007/s10899-006-9048-y>
- Elman, I., Tschibelu, E. y Borsook, D. (2010). Psychosocial stress and its relationship to gambling urges in individuals with pathological gambling. *American Journal on Addictions*, 19, 332–339. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1521-0391.2010.00055.x>
- Estévez, A., Jauregui, P., López-Gonzalez, H., Macía, L., Granero, R., Mestre-Bach, G., Fernández-Aranda, F.,

- Gómez-Peña, M., Moragas, L., Mena-Moreno, T., Lozano-Madrid, M., Del Pino-Gutiérrez, A., Codina, E., Testa, G., Vintró-Alcaraz, C., Agüera, Z., Munguía, L., Baenas, I., Valenciano-Mendoza, E.,... Jiménez-Murcia, S. (2021). Comorbid behavioural and substance-related addictions in young population with and without gambling disorder. *International Gambling Studies*, 21, 133-152. <https://doi.org/10.1080/14459795.2020.1836250>
- Estévez, A., Jauregui, P., Macía, L. y Martín, C. (2021). Alexithymia and emotion regulation strategies in adolescent gamblers with and without at-risk profiles. *Journal of Gambling Studies*, 1-15. <https://doi.org/10.1007/s10899-021-10057-8>
- Etxandi, M., Baenas, I., Munguía, L., Mestre-Bach, G., Granero, R., Gómez-Peña, M., Moragas, L., del Pino-Gutiérrez, A., Codina, E., Mora-Maltas, B., Valenciano-Mendoza, E., Potenza, M. N., Gearhardt, A., Fernández-Aranda F. y Jiménez-Murcia, S. (2021). Clinical features of gambling disorder patients with and without food addiction: Gender-related considerations. *Journal of Gambling Studies*, 1-20. <https://doi.org/10.1007/s10899-021-10071-w>
- Fernández-Alcántara, M., de los Santos-Roig, M., Pérez-Marfil, M. N., Catena-Martínez, A., Pérez-García, M., Martí-García, C. y Cruz-Quintana, F. (2015). Adaptación al castellano de la Centrality of Event Scale (CES). [Spanish adaptation of the Centrality of Event Scale]. *Universitas Psychologica*, 14(2), 499-510. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.upsy14-2.acce>
- Frewen, P. A., Pain, C., Dozois, D. J. y Lanius, R. A. (2006). Alexithymia in PTSD: Psychometric and fMRI studies. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1071(1), 397-400. <http://dx.doi.org/10.1196/annals.1364.029>
- González-Ortega, I., Echeburúa, E., Corral, P., Polo-López, R. y Alberich, S. (2013). Predictors of pathological gambling severity taking gender differences into account. *European Addiction Research*, 19(3), 146-154. <https://doi.org/10.1159/000342311>
- Griffiths, M. (1994). An exploratory study of gambling cross addictions. *Journal of Gambling Studies*, 10(4), 371-84. <https://doi.org/10.1007/BF02104903>
- Griffiths, M. D., Parke, A., Wood, R. y Parke, J. (2006). Internet gambling: An overview of psychosocial impacts. *UNLV Gaming Research & Review Journal*, 10(1). <https://digitalscholarship.unlv.edu/grj/vol10/iss1/4>
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jauregui, P., Estévez, A. y Urbiola, I. (2016). Pathological gambling and associated drug and alcohol abuse, emotion regulation, and anxious-depressive symptomatology. *Journal of Behavioral Addictions*, 5(2), 251-260. <https://doi.org/10.1556/2006.5.2016.038>
- Jiménez-Murcia, S., Granero, R., Fernández-Aranda, F., Stinchfield, R., Tremblay, J., Steward, T., Mestre-Bach, G., Lozano-Madrid, M., Mena-Moreno, T., Mallorquí-Bagué, N., Perales, J.C., Navas, J.F., Soriano-Mas, C., Aymamí, N., Gómez-Peña, M., Agüera, Z., del Pino-Gutiérrez, A., Martín-Romera, V. y Menchón, J.M. (2019). Phenotypes in gambling disorder using sociodemographic and clinical clustering analysis: An unidentified new subtype? *Frontiers in Psychiatry*, 10, 1-10. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00358>
- Jiménez-Murcia, S., Granero, R., Giménez, M., del Pino-Gutiérrez, A., Mestre-Bach, G., Mena-Moreno, T., Moragas, L., Baño, M., Sánchez-González, J., de Gracia, M., Baenas-Soto, I., Contaldo, S. F., Valenciano-Mendoza, E., Mora-Maltas, B., López-González, H., Menchón, J. M. y Fernández-Aranda, F. (2020). Moderator effect of sex in the clustering of treatment-seeking patients with gambling problems. *Neuropsychiatrie*, 34(3), 116-129. <https://doi.org/10.1007/s40211-020-00341-1>
- Jun, H. J., Sacco, P., Bright, C. y Cunningham-Williams, R. M. (2019). Gender differences in the relationship between depression, antisocial behavior, alcohol use, and gambling during emerging adulthood. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 17(6), 1328-1339. <https://doi.org/10.1007/s11469-018-0048-9>
- Kovács, I., Pribék, I. K., Demeter, I., Rózsa, S., Janka, Z., Demetrovics, Z. y Andó, B. (2020). The personality profile of chronic alcohol-dependent patients with comorbid gambling disorder symptoms. *Comprehensive Psychiatry*, 101, 152183. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2020.152183>
- Lamas, J. L., Santolaria, R., Estévez, A. y Jáuregui, P. (2018). *Guía clínica específica “Mujer y juego” [Specific clinical guideline “Women and Gambling”]*. FEJAR: Government Delegation for the National Plan on Drugs (ES).
- Lanza, S. T., Tan, X. y Bray, B. C. (2013). Latent class analysis with distal outcomes: A flexible model-based approach. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 20(1), 1-26. <https://doi.org/10.1080/10705511.2013.742377>
- Lesieur, H. R. y Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of pathological gamblers. *American Journal of Psychiatry*, 144(9), 1184-1188. <https://doi.org/10.1176/ajp.144.9.1184>
- Macía, L., Momeñe, J., Macía, P., Herrero, M., Jauregui, P., Iruarrizaga, I. y Estévez, A. (2023). Latent Classes of Eating Disorders and Addictions by sex: Implication of Sex, Alexithymia and Stressful Life Events in youths. *Frontiers- Psychology for Clinical Settings*, 14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1088595>

- Maniaci, G., Picone, F., van Holst, R. J., Bolloni, C., Scardina, S. y Cannizzaro, C. (2017). Alterations in the emotional regulation process in gambling addiction: The role of anger and alexithymia. *Journal of Gambling Studies*, 33(2), 633–647. <https://doi.org/10.1007/s10899-016-9636-4>
- Marchetti, D., Verrocchio, M. C. y Porcelli, P. (2019). Gambling problems and alexithymia: A systematic review. *Brain sciences*, 9(8), 191. <https://doi.org/10.3390/brainsci9080191>
- Martínez-Loredo, V., Garnde-Gosende, A., Fernández-Artamendi, S. y Fernández-Hermida, J.R. (2019). Substance use and gambling patterns among adolescents: Differences according to gender and impulsivity. *Journal of Gambling Studies*, 35, 63–78. <https://doi.org/10.1007/s10899-018-09824-x>
- Martínez Sánchez, F. (1996). Adaptación española de la escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20) [Spanish adaptation of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20)]. *Clinica y Salud*, 7(1), 19-32.
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (1998-2013). *Mplus user's guide. Seventh edition*. Muthén & Muthén.
- National Institute on Drug Abuse [NIDA]. (2021). *Sex and gender differences in substance use*. <https://nida.nih.gov/publications/research-reports/substance-use-in-women/sex-gender-differences-in-substance-use>
- Nylund, K. L., Asparouhov, T. y Muthén, B. O. (2007). Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(4), 535–569. <https://doi.org/10.1080/10705510701575396>
- Pedrero Pérez, E. J., Rodríguez Monje, M. T., Gallardo Alonso, F., Fernández Girón, M., Pérez López, M. y Chicharro Romero, J. (2007). Validación de un instrumento para la detección de trastornos del control de impulsos y adicciones: el MULTICAGE CAD-4 [Validation of a tool for screening of impulse control disorders and addiction: The MULTICAGE CAD-4]. *Trastornos Adictivos*, 9(4), 269–278. [https://doi.org/10.1016/S1575-0973\(07\)75656-8](https://doi.org/10.1016/S1575-0973(07)75656-8)
- Pérez de Albéniz-Garrote, G., Medina-Gómez, M. B. y Buedo-Guirado, C. (2021). Compulsive buying in adolescents. The impact of gender and alcohol and cannabis use. *Sustainability*, 13(7), 3982. <https://doi.org/10.3390/su13073982>
- Roberts, J. A. y Roberts, C. (2012). Stress, gender and compulsive buying among early adolescents. *Young Consumers*, 13(2), 113-123. <https://doi.org/10.1108/17473611211233440>
- Rodríguez, E., Megías, I., Martínez, P. y Sanmartín, A. (2019). *Distintas miradas y actitudes, distintos riesgos. [Different views and attitudes, different risks. Women and men in the face of drug use]*. Centro Reina Sofia sobre Adolescencia y Juventud. <https://doi.org/10.5281/zenodo.3631644>
- Sanscartier, M. D., Shen, J. y Edgerton, J. D. (2019). Gambling among emerging adults: How gender and risk level influence associated problem behaviours. *Journal of Gambling Issues*, 41, 101–123. <http://dx.doi.org/10.4309/jgi.2019.41.6>
- Satorra, A. y Bentler, P. M. (2010). Ensuring positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika*, 75(2), 243–248. <https://doi.org/10.1007/s11336-009-9135-y>
- Sharman, S., Butler, K. y Roberts, A. (2019). Psychosocial risk factors in disordered gambling: A descriptive systematic overview of vulnerable populations. *Addictive Behaviors*, 99, 106071. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2019.106071>
- Storr, C. L., Lee, G. P., Derevensky, J. L., Ialongo, N. S. y Martins, S. S. (2012). Gambling and adverse life events among urban adolescents. *Journal of Gambling Studies*, 28(2), 325-336. <http://dx.doi.org/10.1007/s10899-011-9254-0>
- Sussman, S. y Arnett, J. J. (2014). Emerging adulthood: Developmental period facilitative of the addictions. *Evaluation & the Health Professions*, 37(2), 147-155. <https://doi.org/10.1177/0163278714521812>
- Svensson, J. y Sundqvist, K. (2019). Gambling among Swedish youth: Predictors and prevalence among 15- and 17-year-old students. *Nordic Studies on Alcohol and Drugs*, 36(2), 177-189. <https://doi.org/10.1177/1455072518807788>
- Taylor, G. J., Ryan, D. y Bagby, M. (1985). Toward the development of a new self-report alexithymia scale. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 44(4), 191-199. <https://doi.org/10.1159/000287912>
- Wang, C., Cunningham-Erdogdu, P., Steers, M. L. N., Weinstein, A. P. y Neighbors, C. (2020). Stressful life events and gambling: The roles of coping and impulsivity among college students. *Addictive Behaviors*, 107, 106386. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2020.106386>
- Wang, J. y Wang, X. (2012). *Structural Equation Modeling: Applications using Mplus*. John Wiley & Sons. <http://dx.doi.org/10.1002/9781118356258>
- Wong, G., Zane, N., Saw, A. y Chan, A. K. K. (2013). Examining gender differences for gambling engagement and gambling problems among emerging adults. *Journal of Gambling Studies*, 29(2), 171–189. <https://doi.org/10.1007/s10899-012-9305-1>
- Zdankiewicz-Scigala, E. y Scigala, D. K. (2018). Trauma, temperament, alexithymia, and dissociation among persons addicted to alcohol: Mediation model of dependencies. *Frontiers in Psychology*, 9, 1570. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01570>